

La prévision de l'emploi dans le modèle de l'IRIC Forecast of employment in the Aeric Model

Yves Rabeau

Volume 52, numéro 2, avril-juin 1976

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800668ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800668ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Rabeau, Y. (1976). La prévision de l'emploi dans le modèle de l'IRIC. *L'Actualité économique*, 52(2), 149–168. <https://doi.org/10.7202/800668ar>

Résumé de l'article

Final demand determines output in commercial non agricultural industries (Q). Employment is linked to Q by a distributed lag mechanism. In turn employment has an impact on other parts of model. In particular employment appears as a determinant of the labour supply and of the distribution of income. The latter is closely related to the structure of final demand. Hence, employment is a key-variable when one uses the model to make a forecasting exercise.

Some of the principles behind the specification and estimation of the model are discussed. For example, for forecasting purposes one must limit the size of the model. Although the specification of each equation is derived from the body of accepted macro-economic theory, the limited size of the model and the necessity to obtain data at the time a forecast is made impose some constraint on the specification of the equations.

In the short run, actual employment is not immediately adjusted to the level of desired employment, i.e., employment level that could minimize production costs. The quarterly changes in employment are then made proportional to the gap between desired and actual employment. Desired employment is obtained by using an inverse production function. However, the adjustment mechanism is not stable over the cycle. Various proxy variables could be used to embody that phenomenon into the equation. The ratio of actual to potential output and the relative change in the gap between actual and potential output are combined to make an indicator of the degree of slackness or tension in the economy over the cycle. This indicator is introduced into the final specification of the equation. The equation estimated is consistent with economic theory and gives excellent forecasting results.

However the severe recession of 1974 was accompanied by an exceptional drop in productivity that could be entirely captured by the equation and some adjustments were needed to forecast employment for that particular period.

LA PRÉVISION DE L'EMPLOI DANS LE MODÈLE DE L'IRIC *

I. *L'emploi dans le modèle IRIC*

Il conviendrait d'abord de replacer la variable emploi dans l'ensemble du modèle de prévision. L'équation permettant de prévoir l'emploi appartient au secteur « production, emploi et main-d'œuvre ». Comme il s'agit d'un modèle d'équilibre général, l'emploi exerce évidemment une influence dans plusieurs autres secteurs du modèle. Sans vouloir reconstituer toutes les relations existant entre l'emploi et les autres variables du modèle — ce qui nécessiterait une description complète du modèle — nous allons brièvement décrire les principaux liens d'interdépendance qui se greffent autour de cette variable.

Comme le modèle est d'inspiration keynésienne, la demande globale (en dollars constants) sert, à court terme, à déterminer la production. Les diverses composantes de la demande globale sont déterminées dans d'autres secteurs du modèle et servent par un mécanisme d'anticipation à établir le niveau courant de l'output (défini comme la production commerciale non agricole). La définition de la demande globale tient compte de la notion de production utilisée dans le modèle ; ainsi, certains éléments telles que les dépenses publiques en salaires sont exclues de la demande apparaissant dans ce secteur.

La production commerciale non agricole détermine à son tour le volume de l'emploi. Ce dernier est relié à la production par le truchement d'un mécanisme de retard d'adaptation. Cette équation prend en compte le retard observé au niveau macro-économique à combler l'écart existant entre le niveau d'emploi qui minimise de façon instantanée les

* Institut de Recherche et d'Information conjoncturelle, le Conference Board au Canada. Ce travail de recherche a été effectué alors que l'auteur travaillait comme consultant senior auprès du Conference Board. L'auteur remercie monsieur Claude Simard, directeur de la prévision au Conference Board, pour ses nombreuses suggestions et nombreux commentaires. Monsieur Serge Houle, économiste à l'emploi du Conference Board, a agi à titre d'assistant de recherche dans l'élaboration de ce secteur du modèle et a apporté plusieurs commentaires pertinents en plus de s'occuper de la mécanographie. Cet article n'engage en rien la responsabilité du Conference Board et les opinions exprimées sont tout à fait personnelles. L'auteur assume évidemment la responsabilité de toute erreur pouvant apparaître dans le texte.

coûts de production et celui effectivement observé. De plus, l'équation incorpore l'influence d'un certain nombre d'autres facteurs de courte période. Par ailleurs, l'emploi exerce une influence sur des variables appartenant au secteur mentionné. L'emploi apparaît comme l'un des facteurs servant à établir le taux de participation de la population active à la main-d'œuvre, tandis que ce dernier permet d'obtenir l'offre de main-d'œuvre.

D'autre part, l'emploi agit sur des variables importantes apparaissant dans d'autres secteurs du modèle. Notamment, l'emploi influence la distribution du revenu et, donc, affecte le niveau et la composition de la demande globale. L'emploi est en effet un des facteurs servant à expliquer les coûts unitaires en main-d'œuvre (définis comme la masse salariale divisée par l'output) ; ces derniers agissent avec d'autres variables du modèle sur le niveau des profits. En affectant ainsi les profits, l'emploi constitue un des facteurs importants qui déterminent la distribution des revenus. Enfin, la distribution du revenu influence la structure de la demande finale ; entre autres, les dépenses de consommation dépendent du revenu disponible, c'est-à-dire de la part des ménages dans la production nationale. Cette brève description nous permet ainsi, par le jeu de l'équilibre général, de fermer le circuit des liens d'interdépendance en nous ramenant à la demande globale.

Enfin, il faut souligner le rôle important que joue l'emploi dans l'ensemble du modèle. Cette variable constitue en fait un des pivots autour desquels se fait l'exercice complet de prévision. La structure du modèle et la nature des relations brièvement décrites sont telles qu'une bonne prévision de l'emploi est nécessaire pour assurer la qualité de la prévision de toute une série d'autres variables du modèle.

II. *Prévision et construction du modèle*

Avant de passer à la description du travail technique portant sur l'équation de l'emploi, il serait approprié d'examiner quelques-uns des principes de base qui ont sous-tendu l'ensemble des opérations de spécification et d'estimation du modèle. La discussion de ces principes apparaît essentielle pour bien définir le contexte dans lequel le travail sur l'équation de l'emploi s'est effectué.

Il faut d'abord rappeler qu'il s'agit d'un modèle de prévision de courte période et non d'un modèle servant à faire des études structurelles ou encore à décrire des scénarios de longue période. De plus, il fallait obtenir un modèle opérationnel qui se prête bien à des exercices fréquents de prévision ; notamment, il était nécessaire que les résultats d'une prévision soient disponibles à l'intérieur d'un délai de temps raisonnable suite à l'obtention d'information périodique (en particulier, la parution trimestrielle des comptes nationaux). Ces objec-

tifs ont eu un certain nombre de conséquences sur la conception et la spécification du modèle.

Il fallait d'abord limiter la taille du modèle¹. Il est, en effet, nécessaire lors d'un exercice de prévision d'examiner à la lumière de multiples informations conjoncturelles les diverses variables exogènes et de faire une prévision sur la valeur qu'elles prendront durant la période couverte par la prévision. Pour arriver dans un délai de temps raisonnable à une configuration de valeurs autour desquelles les analystes s'entendent, il est nécessaire de travailler sur un nombre assez limité de ces variables. Il fallait donc restreindre le choix de ces variables à celles qui, compte tenu de la structure de l'économie canadienne, apparaissent avoir une importance majeure dans l'explication de l'évolution de la conjoncture canadienne. De plus, il faut être en mesure d'évaluer les résultats des simulations qui suivent la prévision faite sur les variables exogènes. Pour ce faire, on doit retracer dans le modèle par le truchement des liens d'interdépendance les causes explicatives des divers résultats obtenus. Ceci est nécessaire pour bien comprendre la nature des résultats et aussi pour pouvoir intervenir de façon discrétionnaire dans certains secteurs du modèle lorsque certains résultats apparaissent inacceptables. Ce test de cohérence au niveau des liens d'interdépendance est fondamental au moment d'une prévision et il devient difficile sinon impossible — à l'intérieur de contrainte évidente de temps — de garder le contrôle sur des opérations lorsque le nombre d'équations est considérable.

Un second aspect d'un intérêt plus immédiat dans cet article a trait à la spécification des équations. Cette question n'est pas tout à fait distincte de la première et est notamment reliée à la petite taille du modèle. Le principe général qui a inspiré la construction du modèle était d'avoir une spécification pour chaque équation qui s'appuie sur la théorie macroéconomique. A priori et par expérience [7]², on pouvait s'attendre à ce qu'un modèle théoriquement bien spécifié possède des propriétés de prévisions supérieures à des modèles qui reposent sur des spécifications ad hoc dont le fondement théorique est en général bien tenu. Par ailleurs, comme il n'existe pas de théories uniques pour expliquer le comportement des divers secteurs de l'économie, il a fallu dans le cas de plusieurs équations procéder à l'estimation de diverses spécifications correspondant à différentes interprétations théoriques des phénomènes macroéconomiques. Le choix d'une version finale se faisait ensuite sur la base des qualités prévisionnelles des équations. Dans plusieurs cas, et bien

1. Initialement, on prévoyait avoir un modèle comportant une centaine d'équations. Présentement, le modèle compte approximativement cent vingt-cinq relations dont soixante-dix équations stochastiques. D'autres travaux sont actuellement en cours sur le modèle mais aucune augmentation significative du nombre d'équations n'est prévue.

2. Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie.

que cela n'était pas le but premier du travail, il a fallu proposer de nouvelles explications théoriques lorsque la théorie économique traditionnelle ne fournissait pas les bases d'une formulation empirique satisfaisante au niveau de la qualité prévisionnelle. Certains éléments originaux ont dû être ainsi incorporés au secteur « production, emploi et main-d'œuvre » pour améliorer la qualité de prévision du secteur. Ceci dit, il allait de soi que la petite taille du modèle et, en définitive, sa nature même, imposaient certaines contraintes au niveau de la spécification des équations.

Il fallait choisir avec minutie les variables indépendantes apparaissant dans chaque équation du modèle. En effet, chaque variable indépendante supplémentaire dans une équation qu'on ne peut pas considérer comme exogène amène une équation additionnelle dans le modèle pour en faire la prévision. De plus, il était préférable d'exclure du modèle des variables dont le comportement erratique est souvent difficile sinon impossible à prévoir et qui ne sont pas essentielles pour assurer la cohérence du modèle. Il s'agit souvent de variables dont la mesure disponible n'est pas représentative du phénomène que l'on désire prendre en compte. Lorsqu'une telle variable apparaissait, toutefois, exercer une influence significative dans les liens d'interdépendance, on introduisait alors dans le modèle ses facteurs déterminants. Ce fut le cas notamment des heures de travail dans l'équation de l'emploi.

Par ailleurs, on doit aussi s'efforcer d'utiliser des données dont les délais de publication ne sont pas trop considérables comparativement aux dates de publication des comptes nationaux. Au moment d'un exercice de prévision, il faut solutionner le modèle pour les variables dont on ne connaît pas les valeurs courantes à cause de délais de publication. Ce faisant, on commet une erreur dans l'estimation des valeurs manquantes propre à la nature des équations stochastiques. Ces erreurs affectent la qualité de la prévision tout entière par les mécanismes d'interdépendance. Il est donc préférable de limiter l'utilisation des données dont les valeurs ne sont connues qu'avec un délai significatif suite à la parution trimestrielle des comptes nationaux³ ; c'est une des raisons qui, dans l'équation de l'emploi, nous a amenés à rejeter les données de l'emploi sur la base de l'enquête auprès des établissements [19].

Un dernier point mérite d'être discuté. Même si un modèle économétrique est un outil essentiel de prévision, il reste que la prévision

3. En revanche, le modèle contient des variables dont les valeurs sont en quelque sorte « connues à l'avance ». C'est notamment le cas de certaines données publiées sur une base mensuelle. Par exemple, on dispose généralement des données de l'emploi [14] pour les deux mois qui suivent le trimestre pour lequel les comptes nationaux sont disponibles. Au moment de la prévision, cette information permet pour un trimestre de contrôler l'exactitude des valeurs prédites par certaines équations.

conjoncturelle demeure en partie un art. Aussi est-il parfois nécessaire d'intervenir de façon discrétionnaire dans le modèle au moment où l'on fait les simulations servant à établir l'ensemble de la prévision économique. L'intervention est particulièrement nécessaire lorsque, dans un cycle, il se produit des phénomènes nouveaux dont la nature ou l'ampleur n'apparaît pas dans la période d'échantillon sur laquelle on a estimé les équations. Ainsi, par exemple, on a connu dans le premier trimestre de la récession amorcée en 1974 une chute de la productivité (définie par l'output par travailleur) d'une ampleur que l'on n'avait jamais vue dans l'après-guerre. Nous reviendrons plus loin sur cette question en discutant de la valeur prédictive de l'équation d'emploi.

Ces interventions discrétionnaires peuvent se faire par une technique qui consiste à ajuster la constante de certaines équations (*bumping constant*) du modèle de façon à replacer les valeurs prédites par ces dernières sur le sentier temporel effectivement observé des variables dépendantes. Pour minimiser ces interventions, nous avons tenté d'incorporer à l'intérieur même de certaines équations (comme celle de l'emploi) un mécanisme issu de la période d'échantillon qui laisse une certaine discrétion d'intervention à celui qui fait la prévision. Evidemment, même si ces mécanismes offrent une marge de manœuvre à l'utilisateur, il reste que certains d'entre eux ne sont pas apparus entièrement suffisants pour faire face à des modifications substantielles de comportement (comme cette chute spectaculaire de productivité) survenues au cours de la récession amorcée au second trimestre de 1974. Aussi, il est devenu évident dans cette période de prévision que ces mécanismes incorporés dans les équations n'éliminaient pas complètement la nécessité d'une certaine intervention dans le modèle pour permettre à des équations « d'absorber » des modifications majeures de comportement. Ceci est discuté plus loin avec plus de détails pour le cas de l'emploi.

III. *L'équation de l'emploi*

1) *Comportement de la productivité au cours du cycle*

On a commencé au début des années soixante à examiner le comportement de la productivité de la main-d'œuvre au cours du cycle [8]. Il est apparu que ce comportement était en contradiction avec le mécanisme traditionnel du rendement décroissant à un facteur de production [2, 10, 13]. On avait constaté que la productivité moyenne de la main-d'œuvre baissait lorsque l'économie s'engageait dans une phase de récession et qu'elle augmentait durant les premiers trimestres de l'expansion.

Cette apparente contradiction s'explique par le comportement des entrepreneurs au cours du cycle. Les employeurs n'ajustent pas de façon « instantanée » leur emploi effectif à l'emploi qui permet de minimiser les coûts de production, ou si l'on veut l'emploi — désigné dans la

suite par le terme « emploi désiré » — permettant de se retrouver sur la fonction de production de courte période. Il existe un écart que l'on comble à une certaine vitesse — et qui selon l'expérience canadienne n'est pas nécessairement constante selon la phase du cycle — entre l'emploi désiré et l'emploi effectif. Ce comportement n'est pas irrationnel lorsque l'on situe le problème dans une perspective dynamique. D'abord, les anticipations concernant la production et le prix des facteurs demeurent incertaines et ceci conduit à une certaine prudence dans le processus d'embauche ou de mise à pied. Ainsi, par exemple, au début de l'expansion, on hésitera à engager de nouveaux travailleurs et on préférera utiliser de façon plus intense (en recourant notamment aux heures supplémentaires de travail) la main-d'œuvre déjà employée. De plus, les coûts liés à l'embauche de main-d'œuvre (recherche de personnel, entraînement...) feront hésiter les entrepreneurs à faire des mises à pied au début de la période de récession ; ceux-ci préféreront garder un réservoir d'employés (thésaurisation de main-d'œuvre) sous-utilisés dans l'entreprise en comptant que le coût en termes de perte d'efficacité est plus faible que les coûts futurs de ré-embauchage. De la même façon, en période d'expansion, les entrepreneurs retarderont à accroître leur personnel à cause des coûts d'embauche.

On peut s'attendre à ce que la vitesse à laquelle l'écart entre l'emploi désiré (E^*) et l'emploi effectif (E) varie avec la longueur et l'amplitude du cycle. Si la récession se prolonge, les coûts de la main-d'œuvre inutilisée deviendront plus lourds à supporter en même temps que les incertitudes se dissiperont ; il est alors possible que E soit ajusté vers E^* plus rapidement. De la même manière, en période d'expansion, E tendra vers E^* à une plus grande vitesse si les pressions de la demande deviennent de plus en plus fortes. Pour le cas de l'économie canadienne, l'examen que nous avons fait du comportement de l'emploi et de la production suggère l'existence d'une vitesse d'adaptation qui varie avec les phases du cycle.

2) *Modélisation*

Nous donnons ici une très brève description des principales spécifications qui furent examinées pour obtenir l'équation de prévision de l'emploi. Pour modéliser le retard d'adaptation entre E et E^* , on peut utiliser les fonctions de coût des entreprises [13] et supposer l'existence d'un écart entre les coûts de courte période qui assurent l'efficacité de la firme et les coûts effectivement observés. Une autre approche [2, 3, 9, 10, 11] consiste à supposer que les variations trimestrielles dans l'emploi correspondent à une fraction constante de l'écart entre l'emploi désiré et l'emploi observé. Les différentes versions de ce retard d'adaptation incluent généralement des variables témoins pour tenir compte

de la variabilité de la vitesse d'adaptation en fonction de la phase du cycle.

Une version linéaire de ce schéma d'adaptation s'écrit :

$$E_t - E_{t-1} = k(E_t^* - E_{t-1}) \quad (1)$$

où k est la vitesse d'adaptation. Pour assurer la stabilité du mécanisme, on aura : $0 < k < 1$.

Les facteurs qui servent à déterminer E^* s'inspirent du concept de l'inverse d'une fonction de production [2, 9]. L'output (Q) et le stock de capital (K) devraient donc apparaître parmi les variables expliquant E^* . Toutefois, à cause de la mauvaise qualité des données sur le stock de capital, il est préférable d'utiliser une tendance séculaire (T) pour tenir compte de l'accumulation du capital. Comme il s'agit de comportement de courte période, on n'introduit pas de mesure explicite du progrès technique⁴. A ces variables de base, on peut ajouter quelques facteurs susceptibles notamment de donner une certaine flexibilité au mécanisme d'adaptation. L'addition de l'output retardée d'une période [9, 11] (Q_{t-1}) introduit une certaine variabilité cyclique dans le schéma d'adaptation. Par exemple, s'il y a eu expansion au temps $t-1$, il y aura déjà eu au trimestre précédent un ajustement dans l'emploi qui viendra freiner l'ajustement au temps t . Toutefois, Q_{t-1} est généralement fortement collinéaire avec Q_t et T et il est difficile de séparer l'influence respective de ces variables, surtout lorsqu'une partie non négligeable de la période d'échantillon est caractérisée par deux périodes d'expansion soutenue (1963-I à 1966-I et 1970-IV à 1973-II ; l'échantillon se termine toutefois en 1972-IV). Une autre façon d'assurer une flexibilité cyclique au schéma d'adaptation est d'introduire la variation dans les heures de travail (H). Lorsque l'expansion s'accroît, la hausse des heures payées de travail entraîne une augmentation sensible des coûts de production (rémunération des heures supplémentaires de travail au-delà des heures normales (H^*) de travail). Aux fins d'éviter la rémunération des heures supplémentaires, les entrepreneurs accélèrent le processus d'embauche et, ainsi, H exerce une influence positive sur E^* . Enfin, le rapport des prix des facteurs de production (taux de salaire divisé par le coût de capital) pourrait être introduit comme facteur additionnel [2]. Cependant, au niveau macro-économique, ce rapport ne fluctue pas de façon importante et se comporte plutôt comme un facteur de tendance ; à ce titre, ce rapport serait fortement collinéaire avec Q et T . De plus, l'apparition, dans le modèle, d'une mesure du coût du

4. Dans le contexte de courte période, on peut concevoir l'influence du progrès technique dans le cadre d'un modèle à hétérogénéité du capital [3]. La productivité du travail peut être considérée comme une fonction d'un retard échelonné sur les données trimestrielles de l'investissement. Ce type de formulation implique l'utilisation de méthodes fort complexes d'estimation [3, p. 116].

capital impliquerait une équation additionnelle pour prévoir cette mesure ; cette dernière équation comporterait à son tour de nouvelles variables à prévoir, de sorte qu'un secteur additionnel qui n'apparaissait pas essentiel pour assurer la cohérence du modèle aurait dû être spécifié et estimé pour permettre l'introduction de cette variable. Pour ces diverses raisons, on n'a pas introduit cette variable dans les spécifications de l'équation.

Ainsi, l'emploi désiré peut s'écrire ⁵ :

$$E_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 Q_t + \alpha_2 Q_{t-1} + \alpha_3 T + \alpha_4 \dot{H} + u \quad (2)$$

où on a :

$$\alpha_1 > 0, \quad \alpha_2 < 0, \quad \alpha_3 < 0, \quad \alpha_4 > 0,$$

En insérant (2) dans (1) on trouve :

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 Q_t + \beta_2 Q_{t-1} + \beta_3 T + \beta_4 \dot{H} + \beta_5 E_{t-1} + u \quad (3)$$

Les signes des variables apparaissant dans (2) ne changent pas dans (3) ; β_5 sera compris entre 0 et 1. Cette version linéaire suppose une substitution parfaite entre les facteurs de production. Une version logarithmique du schéma décrit par (1) est compatible avec une technologie du type Cobb-Douglas. Cette technologie du type néo-classique demeure encore une approximation sommaire de la réalité où les possibilités de substitution ex post demeurent, à court terme, assez limitées. Il faut plutôt interpréter ce genre de fonction de production comme une description approximative de la technologie dans le voisinage des valeurs observées. La version logarithmique s'écrit :

$$E_t/E_{t-1} = (E_t^*/E_{t-1})^\beta \quad (4)$$

où l'élasticité β doit être compris entre 0 et 1. Dans l'équation de l'emploi désiré, on peut utiliser le rapport des heures payées de travail aux heures normales (H^*) au lieu de la variation procentuelle de H . L'équation s'écrit alors :

$$E_t^* = \alpha_0 Q_t^{\alpha_1} Q_{t-1}^{\alpha_2} (H_t/H_t^*)^{\alpha_3} e^{\alpha_4 T} \quad (5)$$

Le schéma devient donc :

$$\begin{aligned} \text{Log } E_t = & \beta_0 + \beta_1 \log Q_t + \beta_2 \log Q_{t-1} + \beta_3 \log (H_t/H_t^*) + \beta_4 T \\ & + \beta_5 \log E_{t-1} + u \end{aligned} \quad (6)$$

Enfin, on peut considérer un autre modèle d'adaptation compatible avec une technologie à coefficient fixe en courte période. Nous allons examiner cette approche d'une façon générale, mais il est facile de

5. \dot{H} est la variation procentuelle dans les heures de travail. Le terme u représente l'erreur aléatoire.

spécialiser au cas où le rapport des facteurs est constant à court terme [4]. On peut poser d'une manière générale :

$$Q_t/H_t E_t = A(t) \quad (7)$$

où $A(t)$ incorpore l'influence du progrès technique ainsi que la croissance du rapport du stock de capital à la main-d'œuvre employée. L'équation (7) permet de mettre en évidence la tendance de la productivité de la main-d'œuvre ; un des objectifs de ce type de modèle d'adaptation est précisément de suivre l'évolution de la productivité de la main-d'œuvre d'une façon plus « directe » que ne le font les modèles utilisant des tendances temporelles. Pour ce faire, on peut poser l'hypothèse [4] que lorsqu'au cours du cycle la productivité Q/HE atteint un sommet, l'emploi désiré (i.e. le volume d'homme-heure désiré $(HE)^*$) est alors égal à l'emploi effectif (et les heures payées correspondent à ce moment-là aux heures travaillées). Une interpolation linéaire entre les sommets peut servir à évaluer de façon approximative la productivité qu'on aurait si l'économie opérait constamment sur la fonction de production de courte période. Lorsque Q/HE atteint un sommet, on connaît alors $(HE)^*$ et en divisant par les heures normales de travail H^* , on obtient E^* . A partir de l'interpolation linéaire de Q/HE , on mesure de cette façon E^* entre les sommets de productivité. Pour évaluer la situation de déséquilibre dans l'emploi entre ces sommets, on utilise le rapport E_t^*/E_t . Or, on montre aisément que ce rapport [4, p. 95] est égal à H_t/H_t^* . On peut donc mesurer le déséquilibre en utilisant l'emploi ou les heures de travail. Toutefois, pour connaître E^* , on a besoin d'une estimation de H^* . Cette dernière se fait cependant d'une façon exogène et ne nécessite pas la présence d'une nouvelle équation dans le modèle ⁶.

Un schéma simple d'adaptation utilisant cette approche peut ainsi s'écrire :

$$E_t/E_{t-1} = (E_t^*/E_{t-1})^{\alpha_0} (Q_t/Q_{t-1})^{\alpha_1} \quad (8)$$

où Q_t/Q_{t-1} est une variable qui tient compte du rôle de l'anticipation dans la variation de l'emploi. Il n'est pas nécessaire d'introduire les facteurs déterminants de E^* puisque celui-ci est connu par la méthode décrite précédemment.

3) Estimation

Les données

On retrouvera en annexe une discussion plus complète des problèmes soulevés par les données utilisées pour estimer l'équation de l'emploi. Nous présentons ici, de façon sommaire, les concepts statistiques utilisés pour les fins d'estimation.

6. Il n'existe évidemment pas de mesure précise du concept des heures normales de travail ; une mesure raisonnable de ce concept serait représentée par les valeurs fournies par une équation de tendance estimée sur l'échantillon des heures de travail.

La notion de la production est celle que l'on retrouve dans une fonction de production. Il s'agit du produit intérieur brut dégonflé par un indice des prix portant sur la valeur ajoutée. On enlève du PIB la valeur ajoutée du secteur agricole et celle des administrations publiques (évaluée par la masse salariale versée par tous les niveaux de gouvernement) pour obtenir le produit commercial non agricole. Nous avons construit à partir des indices du produit intérieur réel [15, 19] une série chronologique du produit commercial non agricole en dollars constants commençant en 1961-I. Il est à remarquer que le dégonfleur du produit intérieur n'apparaît pas comme tel dans le modèle. Lors d'une prévision, le dégonflement des valeurs courantes se fait du côté de la dépense et on utilise la relation entre la demande globale en dollars constants et la production commerciale non agricole en dollars constants pour obtenir les valeurs nécessaires du côté de la production. Toute la prévision concernant l'inflation apparaît donc du côté de la dépense.

Pour des raisons expliquées en annexe, nous avons utilisé les données sur l'emploi provenant de l'enquête auprès des ménages sur la main-d'œuvre [14]. La série chronologique commence en 1961-I parce qu'il n'est pas possible avant cette date d'obtenir une estimation valable de l'emploi dans les administrations publiques. L'emploi commercial non agricole est constitué de l'emploi total de l'enquête sur la main-d'œuvre [14] moins l'emploi agricole estimé dans la même enquête et moins l'emploi dans les administrations publiques [16, 17, 18].

Un examen de la mesure disponible [22] des heures de travail (les heures de travail hebdomadaire moyen) couvrant une sélection d'industries suggérerait que ces données représentaient mal le comportement auquel on pouvait s'attendre pour le secteur commercial non agricole. Les heures de travail dont on dispose possèdent un comportement extrêmement erratique et il était évident que ces dernières ne pouvaient guère servir à mesurer les différentes phases de tension ou de relâchement de l'économie au cours du cycle. Or, c'était précisément pour tenir compte de ce phénomène qu'on désirait voir apparaître les heures de travail dans l'équation de l'emploi. De plus, il aurait été difficile d'obtenir une équation pour prévoir une variable dont le comportement est aussi erratique. Aussi, il a semblé préférable de ne pas utiliser les heures de travail dans l'équation de l'emploi mais plutôt de trouver un mécanisme qui assurerait une variabilité cyclique à la vitesse d'adaptation. De cette façon, on tiendrait compte entre autres choses de l'influence des heures de travail⁷.

7. Un examen de la série des heures de travail construite dans [6] suggère l'existence d'une corrélation entre E et H qui découle de la méthode employée pour générer la série chronologique. Ainsi, cette série des heures de travail ne donne pas une information différente de celle fournie par la série de l'emploi.

Enfin, la période d'échantillon s'étend de 1961-I à 1972-IV. Il a été convenu que pour toutes les équations du modèle, la période d'échantillon s'arrêterait en 1972-IV afin d'utiliser la période 1973-1974 pour vérifier le comportement et la qualité prévisionnelle des équations en dehors de la période d'échantillon. Toutes les données sont désaisonnalisées ; nous avons désaisonné les données de l'emploi à l'aide du programme X-II de Statistique Canada.

Modification des spécifications

On a procédé à l'estimation de multiples versions des spécifications décrites précédemment. Les versions logarithmiques s'apparentant à l'équation (6) ont donné les meilleurs résultats. Toutefois, avant d'obtenir la spécification finale de l'équation de l'emploi, il a fallu apporter à l'équation (6) un certain nombre de transformations.

Il fallait d'abord assurer au modèle d'adaptation une certaine variabilité cyclique. La transformation logarithmique de (4) s'écrit :

$$\text{Log}E_t - \text{Log}E_{t-1} = \beta(\text{log}E_t^* - \text{log}E_{t-1}) \quad (4-A)$$

A ce mécanisme de base, on peut ajouter un terme variant avec les conditions de la conjoncture. Soit, alors, $f(Z)$ une fonction quelconque d'une variable Z qui est un indicateur des tensions ou relâchements apparaissant sur le marché du travail ; on peut ainsi écrire :

$$\text{log}E_t - \text{log}E_{t-1} = \beta(\text{log}E_t^* - \text{log}E_{t-1}) + f(Z) \quad (4-B)$$

L'idée d'ajouter au schéma d'adaptation un terme variant avec la situation conjoncturelle a déjà été suggérée dans le contexte différent des fonctions de coût [13] ; dans ce cas, Z était défini comme le taux d'utilisation de la capacité de production. On pourrait définir de façon rudimentaire la variable Z comme le rapport Q_t/Q_{pt} où Q_{pt} est la production potentielle⁸ au temps t . Les périodes couvertes par cette définition ne sont pas assez précises pour nous permettre de mettre en évidence les moments de tension ou de relâchement. Une définition plus restreinte et qui met l'accent sur l'accélération de l'expansion ou de la récession se présente de la façon suivante :

— lorsque $Q_t/Q_{pt} > 1$ et que

$$Q_t - Q_{pt}/Q_{t-1} - Q_{pt-1} > 1, \text{ alors } Z = 1$$

On est au-dessus de la production potentielle et l'écart entre le revenu courant et celui de tendance s'accroît.

8. La production potentielle est définie dans le modèle comme une moyenne mobile centrée sur vingt-cinq trimestres du PIB commercial non agricole.

— lorsque $Q_t/Q_{pt} < 1$ et que

$$Q_t - Q_{pt}/Q_{t-1} - Q_{pt-1} > 1, \text{ alors } Z = -1$$

on est sous la production potentielle et l'écart négatif s'accroît.

— dans tous les autres cas, on a $Z = 0$.

Pour compléter ce mécanisme, on peut supposer que f est une fonction linéaire de Z de la forme aZ où $a > 0$. Ainsi, par exemple, en période de surchauffage, le terme aZ (où $Z = 1$) vient accélérer le processus d'embauche dans l'économie. Ceci prend en compte l'effet sur les coûts des heures supplémentaires de travail et, d'une façon plus générale, le fait que la pression de la demande entraîne dans cette phase du cycle une accélération du mécanisme de l'emploi. En revanche, il est possible que la tentative d'accélérer l'embauche des travailleurs se heurte à des goulots d'étranglement du côté de l'offre de main-d'œuvre. La main-d'œuvre qualifiée en particulier se fait plus rare au fur et à mesure que l'expansion s'amplifie et à cause de cela, il peut être difficile d'accroître le rythme d'adaptation. Notre mécanisme cyclique ne tient pas explicitement compte de ce phénomène ; l'examen du comportement de l'emploi sur la période d'échantillon ne suggère pas que ce facteur ait réussi à freiner de façon significative l'accélération du processus d'embauche dans les phases d'expansion rapide. Il faut remarquer que si l'économie ne pouvait plus accroître son rythme de croissance à cause de l'effet-plafond de Hicks (ce qui se rapproche de l'expérience de 1973), le mécanisme d'accélération de l'embauche ne joue plus puisqu'alors $Z = 0$.

Par ailleurs, une autre transformation apportée à l'équation (6) a trait à la tendance temporelle T . On remarque, en effet, que la productivité entre 1961 et 1972 fluctue à court terme autour d'une tendance à la hausse qui comporte des périodes d'arrêt bien identifiées correspondant aux phases de récession. Le mécanisme de thésaurisation de main-d'œuvre ne suffit pas pour expliquer les interruptions de la tendance séculaire de la productivité [5, 10]. Ces brisures dans la tendance sont liées à l'effet de la baisse des investissements en période de récession ; durant cette période, on retarde l'introduction de nouvelles technologies et le processus de modernisation et d'expansion des capacités de production. Pour tenir compte de ce facteur, nous avons « brisé » la tendance séculaire T ; durant les périodes d'interruption de la tendance de la productivité, la valeur de T a été maintenue constante⁹. Cette nouvelle tendance (TB) introduit en quelque sorte dans l'équation un élément discrétionnaire dont peut se servir l'analyste qui fait la

9. Les périodes où la tendance a été brisée sont les suivantes : 1966-I à 1967-II et 1969-II à 1970-III.

prévision. En examinant le comportement des investissements dans l'économie et à l'aide d'autres renseignements sur les questions de progrès technique, l'analyste peut décider de la longueur de la période durant laquelle il désire briser la tendance au cours d'une prévision¹⁰.

Enfin, notre mécanisme de variabilité cyclique de la vitesse d'adaptation a donné à l'équation une flexibilité telle que la présence de Q_{t-1} n'améliorerait en rien la qualité des résultats ; de plus, Q_{t-1} était fortement collinéaire avec les autres variables. Nous avons donc abandonné cette variable.

4) Résultats empiriques

Suite à ces transformations, l'équation estimée se lit :

$$\text{Log}E_t = \beta_0 + \beta_1 \log Q_t + \beta_2 \log E_{t-1} + \beta_3 TB + \beta_4 Z + u \quad (6-A)$$

Les résultats sont les suivants¹¹ :

$$\begin{aligned} \text{Log}E_t = & 0.6589 + 0.2114 \log Q_t + 0.669 \log E_{t-1} \\ & (2.2) \quad (2.5) \quad (7.3) \\ & - 0.0003765 TB + 0.00226 Z \\ & (0.5) \quad (2.2) \end{aligned}$$

$$R^2 = .9988 \quad s = .004 \quad D.W. = 2.42$$

Sur le plan structurel, l'ordre de grandeur des coefficients estimés apparaît satisfaisant. En dépit d'une assez forte collinéarité, les valeurs des paramètres estimés sont demeurées stables lorsqu'on a estimé des versions quelque peu différentes de celle présentée ou encore que l'on a modifié la période d'échantillon. En particulier, l'addition du terme Z n'a pas eu d'influence sur les valeurs des coefficients mais a contribué à augmenter significativement la qualité prévisionnelle de l'équation. L'élasticité β de l'équation (4) a une valeur autour de 0.4, ce qui donne une adaptation relativement lente entre E et E^* ; cette adaptation s'accélère en période de sommet d'activité (et ralentit en période de creux) grâce à la présence de Z . La fonction de production implicite dans cette équation — et dans le modèle — est compatible avec une technologie de type Cobb-Douglas avec progrès technique neutre de

10. Il s'agit en somme d'une procédure qui permet en partie et de façon très simplifiée de contourner le problème très complexe de l'influence de la croissance du stock de capital sur le comportement de la productivité. L'étude déjà mentionnée [3] représente une tentative d'incorporer de façon endogène une partie de l'influence des investissements sur la productivité.

11. La période d'échantillon s'étend de 1961-I à 1972-IV à cause de la présence de E_{t-1} . La méthode d'estimation, comme dans le cas des autres équations du modèle, est celle des moindres carrés ordinaires (MCO). Le Durbin-Watson est reporté pour fins d'information, mais la présence de E_{t-1} biaise la valeur du test. Les chiffres entre parenthèses sous les paramètres estimés sont la valeur des tests « t ».

Hicks non incorporé dans les facteurs de production. Aucune contrainte n'a été introduite dans l'estimation pour délimiter la valeur implicite des élasticités de l'output aux facteurs de production. La valeur implicite de l'élasticité de longue période (l'état stationnaire) de Q par rapport à E est supérieure à un, ce qui est une valeur à laquelle on peut s'attendre en l'absence de données sur le stock de capital et en présence de colinéarité [12]. A cet égard, la valeur du coefficient de la tendance devrait être un peu plus élevée et la faiblesse du test t vient de la colinéarité entre les variables ; le terme E_{t-1} accapare une partie de l'influence des facteurs de tendance.

Sur le plan de la qualité prévisionnelle, la simulation en dynamique (où la valeur de E_{t-1} au temps t est générée par l'équation elle-même à la période précédente) a donné d'excellents résultats. Sur la période 1961-II à 1972-IV, il n'y a que trois trimestres où les valeurs prédites diffèrent de plus de 1 p.c. des valeurs réalisées ; il s'agit de cas où des événements particuliers ont perturbé le comportement habituel de l'emploi et de la production ¹².

En dehors de la période d'échantillon, l'équation s'est comportée de façon très satisfaisante en 1973 compte tenu de l'augmentation considérable de l'emploi que l'on a connue durant cette année-là. Par exemple, de 1972-IV à 1973-I où il s'est créé près de 200,000 emplois, l'erreur de prévision n'a été que de 0.5 p.c. En 1974, la situation se présente de façon différente. On observe une chute de la productivité d'une ampleur qu'on n'avait jamais connue sur la période d'échantillon. Cette baisse tout à fait exceptionnelle peut s'expliquer ainsi ; la période de surchauffage qui a caractérisé la dernière expansion a fait apparaître de sérieuses pénuries de main-d'œuvre. Après avoir réussi à combler les postes vacants — particulièrement en 1973 — les entrepreneurs ont été très réticents à réduire leur volume d'emploi au début de la récession en 1974 et ont accepté une baisse considérable de la productivité ¹³. De plus, la nature particulière de la conjoncture canadienne en 1974 a pu influencer le comportement des entrepreneurs. En effet, alors que les partenaires commerciaux du Canada étaient déjà en pleine récession, notre économie semblait en 1974-I devoir poursuivre sa croissance exceptionnelle de 1973. La brusque interruption de la croissance en 1974-II n'avait peut-être pas été entièrement anticipée dans certains secteurs de l'économie et ceci a retardé davantage le processus de mise à pied de la main-d'œuvre. Comme la période d'échantillon ne contient aucun phéno-

12. Voir à l'annexe 3 le graphique de l'emploi observé et prévu par l'équation.

13. Il est aussi possible qu'en plus d'une thésaurisation exceptionnelle de main-d'œuvre, on ait assisté à une baisse « véritable » de productivité. En effet, au cours de l'expansion très forte de 1973, on a peut-être dû recourir à une main-d'œuvre moins qualifiée et moins expérimentée pour combler les postes vacants et ceci a pu occasionner une baisse temporaire de la productivité. Une fois le processus d'apprentissage de la main-d'œuvre complété, il y aurait un retour à des niveaux plus élevés de productivité.

mène semblable, l'équation n'était évidemment pas en mesure de capter de façon satisfaisante cette baisse de productivité. Aussi, pour les fins de prévision, il a fallu faire « absorber » par la constante les écarts de prévision de 1974 afin de replacer l'équation sur le sentier observé. L'hypothèse qui sous-tend une telle intervention est que le phénomène est temporaire et que le mécanisme d'adaptation observé dans le passé devrait continuer de s'appliquer dans l'avenir. En revanche, si ce phénomène exceptionnel apparaissait dans l'avenir comme une modification structurelle de l'économie, il serait nécessaire de modifier en conséquence l'équation de l'emploi ¹⁴.

En guise de conclusion, nous pouvons mentionner quelques-unes des avenues de recherche qui peuvent être explorées pour améliorer la qualité de cette équation. Il serait approprié de mettre au point une méthode qui puisse jusqu'à un certain point prendre en compte l'instabilité relative de l'importance des différents secteurs dans la production et l'emploi macro-économiques. Suite aux travaux ¹⁵ que nous avons déjà faits dans le domaine, il est possible que seule une désagrégation de la prévision de l'emploi permette de corriger cette lacune. Les bénéfices possibles en termes de prévision améliorée seraient alors à comparer aux coûts occasionnés par l'extension du modèle. Une autre amélioration a trait à l'influence de l'accumulation du capital sur la productivité à court terme. Les travaux en ce domaine sont encore à un stade préliminaire. Il s'agit ici d'avenues de recherche à plus long terme qui relèvent du domaine de l'interaction entre la croissance à long terme et les comportements de courte période. Les modèles à hétérogénéité de capital représentent une voie d'accès à l'étude de ce problème.

Yves RABEAU,
Université de Montréal

14. Il est possible que si la forte thésaurisation de main-d'œuvre ne baisse pas de façon marquée avant la prochaine reprise économique, on assiste dans les premiers trimestres de l'expansion à la situation inverse, c'est-à-dire à une hausse exceptionnelle de la productivité. Mais ceci serait un autre aspect du même phénomène observé en 1974.

15. Voir annexe 2.

ANNEXE 1

Il aurait été plus juste d'utiliser les données de l'emploi provenant de l'enquête selon les établissements [20, 21]. La notion d'emploi correspondant à ces données concorde davantage avec le concept de l'emploi dans une fonction de production que la notion d'emploi provenant de l'enquête sur la main-d'œuvre. L'enquête sur la main-d'œuvre cherche d'abord à établir un taux d'utilisation de la main-d'œuvre plutôt qu'un niveau ou un volume d'emploi. Cependant, divers problèmes nous ont amenés à ne pas utiliser l'enquête sur les établissements :

- il n'était pas certain, au moment de la construction du modèle, que ces données allaient continuer à être publiées par Statistique Canada et, de plus, il y avait un décalage temporel sérieux quant à la disponibilité des données (la série chronologique s'arrêtait en 1972 alors que les autres données allaient jusqu'en 1974).
- les données de l'enquête posaient un problème de cohérence. De 1957 à 1972, il existe une enquête portant sur les entreprises de vingt employés et plus. A partir de 1961 s'ajoute à cette première enquête une seconde portant sur les entreprises de vingt employés et moins. Cette seconde enquête est rotative et nous livre des données ne couvrant pas le même univers d'une observation à l'autre. Il n'était donc pas possible d'assurer la cohérence de la série chronologique.

Si nous avions utilisé les données de l'enquête sur les établissements, on aurait pu passer à l'emploi sur la base de l'enquête sur la main-d'œuvre au moyen d'une équation stochastique. Enfin, signalons que la mesure de l'emploi dans la fonction publique pose encore certaines difficultés dans le cas des employés affectés à la construction ou la voirie — ils apparaissent dans le secteur privé — ; ceci ne devrait toutefois pas causer de biais sérieux.

Enfin, mentionnons que la mesure du PIB commercial non agricole provient d'une enquête auprès des établissements et correspond bien à la notion d'output apparaissant dans une fonction de production.

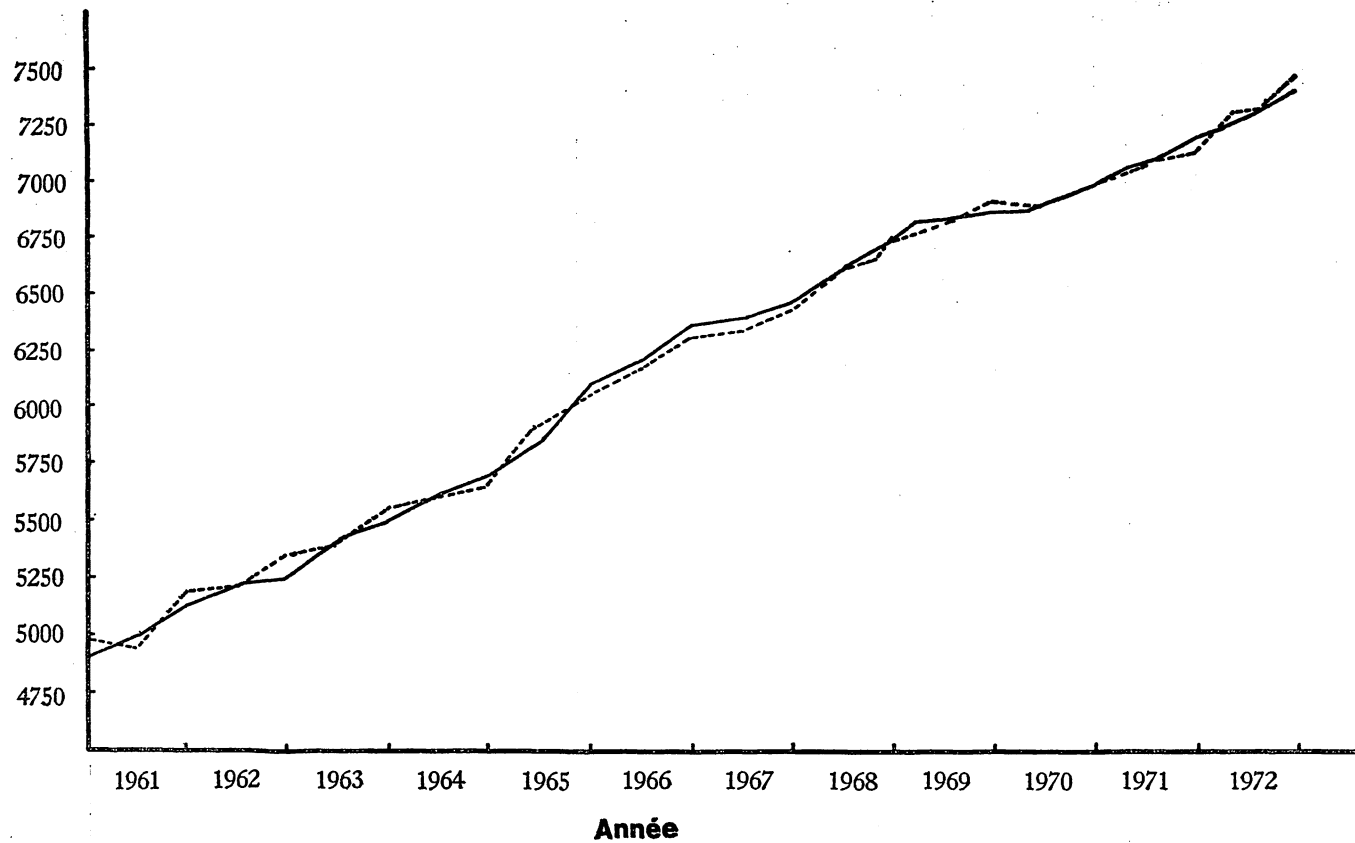
ANNEXE 2

L'équation de prévision d'emploi suppose que l'importance relative des divers secteurs dans l'économie ne change pas d'une façon trop marquée sur la période d'échantillon et de prévision. A cause de différences de comportement sectoriel, il serait préférable en fait de procéder à l'estimation de fonctions d'emploi sectorielles. Indépendamment de la question des données, les contraintes concernant la taille du modèle nous ont amenés à ne considérer qu'une relation macro-économique. Cependant, un examen du comportement des secteurs majeurs de l'économie montre que l'hypothèse de la stabilité relative des secteurs ne tient pas toujours (particulièrement à l'occasion d'événements spécifiques comme une grève ou des développements importants dans le domaine des ressources naturelles...). Nous avons tenté d'incorporer dans l'équation un mécanisme qui tienne compte de ces modifications occasionnelles dans la structure de la production de l'emploi. Une variable représentant la proportion de l'output minier et manufacturier (où le comportement de la production est plus volatile que dans le reste de l'économie) a été introduite dans l'équation. Au lieu d'utiliser les données de la production de ces secteurs, il était possible de définir une variable-témoin à l'aide de dépenses prévues dans d'autres secteurs du modèle. Cette tentative n'a amélioré ni la nature structurelle de l'équation ni sa qualité prévisionnelle ¹.

1. En plus d'ignorer les diversités de comportement sectoriel, il faut souligner qu'en utilisant le PIB commercial non agricole, une telle relation ne prend pas en compte la production intermédiaire [9]. Aucune étude n'a été faite pour voir si le comportement des secteurs agissant surtout à titre de fournisseurs d'input avait un comportement particulier en matière d'ajustement d'emploi.

ANNEXE 3

emploi ('000)



BIBLIOGRAPHIE

- (1) *AERIC Short Term Quarterly Forecasting Model of the Canadian Economy*, The Conference Board in Canada, Ottawa, 1974.
- (2) F.P.R. BRECHLING, « The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries », *Review of Economic Studies*, juillet 1965.
- (3) P. DHRYMES, « A Model of Short Run Labor Adjustment » dans *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States* (Some Further Results), Edited by J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein and E. Kuh, Rand McNally, Chicago, 1969.
- (4) R.C. FAIR, *A Short Run Forecasting Model of the United States Economy*, Heath Lexington Books, Lexington, Mass., 1971.
- (5) C. FERGUSON, « Time Series Production Functions and Technological Progress in American Manufacturing Industry », *Journal of Political Economy*, avril 1965.
- (6) J.F. HELLIWELL, H.T. SHAPIRO, G.R. SPARKS, I.A. STEWART, F.W. GORBET, D.R. STEPHENSON, « *The Structure of RDX2* » (Part I and Part II), Banque du Canada, Ottawa, 1971.
- (7) B.G. HICKMAN, éd., *Econometric Models of Cyclical Behavior*, National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth No. 36, vol. 1 et 2, Columbia University Press, New-York, 1972.
- (8) T. HULTGREN, *Changes in Labor Cost during Cycles in Production*, National Bureau of Economic Research, Occasional Paper No. 74, 1960.
- (9) E. KUH, « Income Distribution and Employment over the Business Cycle », dans *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, édité par J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein et E. Kuh, Rand McNally, Chicago, 1965.
- (10) ———, « Cyclical and Secular Labor Productivity in United States Manufacturing », *The Review of Economics and Statistics*, février 1965.
- (11) ———, « Measurement of Potential Output », *American Economic Review*, septembre 1966.
- (12) Y. RABEAU, « Une estimation d'un sentier de revenu de plein emploi pour l'économie du Québec », *Revue Canadienne d'Economique*, août 1971.
- (13) T.A. WILSON et O. ECKSTEIN, « Short Run Productivity Behavior in United States Manufacturing », *The Review of Economics and Statistics*, février 1964.
- (14) Statistique Canada, (71-001), « *La population active* », Ottawa.
- (15) ———, (61-510F — 1970), « *Indice du produit intérieur réel par industrie, 1961-1969 / 1961 = 100* », Ottawa.

- (16) ———, (72-004), « *L'emploi dans l'administration publique fédérale* », Ottawa.
- (17) ———, (72-007), « *L'emploi dans les administrations publiques provinciales* », Ottawa.
- (18) ———, (72-009), « *L'emploi dans les administrations locales* », Ottawa.
- (19) ———, (61-005), « *Indices du produit intérieur réel par industrie (incluant l'indice de la production industrielle)* », Ottawa.
- (20) ———, (72-508 — 1969), « *Estimations du nombre d'employés par province et par industrie, 1961-1968* », Ottawa.
- (21) ———, (72-008), « *Estimations du nombre d'employés par province et par industrie* », Ottawa.
- (22) ———, (72-002), « *Emploi, gains et durée du travail* », Ottawa.